

Qu'en est-il des externalités du capital des technologies de l'information?

Évidence basée sur le Canada et les États-Unis

Whatever Happened to the Externalities of Information Technology Capital?

Evidence Based on Canada and the United States.

Tarek M. Harchaoui et Faouzi Tarkhani

Volume 81, numéro 1-2, mars-juin 2005

Productivité et croissance économique à l'ère de l'information : une perspective internationale

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/012843ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/012843ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Harchaoui, T. M. & Tarkhani, F. (2005). Qu'en est-il des externalités du capital des technologies de l'information? Évidence basée sur le Canada et les États-Unis. *L'Actualité économique*, 81(1-2), 231-253.
<https://doi.org/10.7202/012843ar>

Résumé de l'article

Nous appliquons des techniques économétriques aux données par industrie des économies canadiennes et américaines pour examiner s'il existe des externalités associées à la composante technologies de l'information de l'intrant capital. Les résultats issus de la technique conventionnelle de données en panel sont comparés à ceux issus de la méthode d'estimation des données en panel hétérogènes et dynamiques. Comme pour les résultats de la littérature économique, nous trouvons que la méthode conventionnelle des données en panel ne permet pas de montrer un lien positif entre l'intrant capital des technologies de l'information et la production. Ceci traduit l'incapacité de cette technique à rendre compte, à la fois, du caractère hétérogène des données et de l'aspect dynamique du phénomène considéré ici. La méthode dynamique des données en panel permet, en revanche, de trouver un impact positif et significatif de long terme des intrants. Les résultats confirment la présence d'importantes externalités associées aux technologies de l'information pour les États-Unis, reflétant ainsi le rôle de chef de file de ce pays dans ce domaine. Au Canada, en revanche, l'élasticité associée au capital des technologies de l'information est proche de la pondération issue du cadre de la comptabilité de la croissance. De plus, les résultats paramétriques ne permettent pas, dans l'ensemble, de rejeter l'hypothèse de rendements constants au niveau agrégé pour le Canada, justifiant ainsi le bien-fondé du modèle de comptabilité de la croissance.

QU'EN EST-IL DES EXTERNALITÉS DU CAPITAL DES TECHNOLOGIES DE L'INFORMATION? ÉVIDENCE BASÉE SUR LE CANADA ET LES ÉTATS-UNIS*

Tarek M. HARCHAOUI

Faouzi TARKHANI

Division de l'analyse microéconomique

Statistique Canada

RÉSUMÉ – Nous appliquons des techniques économétriques aux données par industrie des économies canadiennes et américaines pour examiner s'il existe des externalités associées à la composante technologies de l'information de l'intrant capital. Les résultats issus de la technique conventionnelle de données en panel sont comparés à ceux issus de la méthode d'estimation des données en panel hétérogènes et dynamiques. Comme pour les résultats de la littérature économique, nous trouvons que la méthode conventionnelle des données en panel ne permet pas de montrer un lien positif entre l'intrant capital des technologies de l'information et la production. Ceci traduit l'incapacité de cette technique à rendre compte, à la fois, du caractère hétérogène des données et de l'aspect dynamique du phénomène considéré ici. La méthode dynamique des données en panel permet, en revanche, de trouver un impact positif et significatif de long terme des intrants. Les résultats confirment la présence d'importantes externalités associées aux technologies de l'information pour les États-Unis, reflétant ainsi le rôle de chef de file de ce pays dans ce domaine. Au Canada, en revanche, l'élasticité associée au capital des technologies de l'information est proche de la pondération issue du cadre de la comptabilité de la croissance. De plus, les résultats paramétriques ne permettent pas, dans l'ensemble, de rejeter l'hypothèse de rendements constants au niveau agrégé pour le Canada, justifiant ainsi le bien-fondé du modèle de comptabilité de la croissance.

ABSTRACT – *Whatever Happened to the Externalities of Information Technology Capital? Evidence Based on Canada and the United States.* We apply econometric techniques to Canadian and U.S. industry data to ascertain whether information technology capital gives rise to externalities. The results based on standard panel data techniques are compared to those that accommodate heterogeneous and dynamic panel data. Much like the literature, our results indicate the standard panel data method does not show a positive relationship between information technology capital and output. This reflects the difficulty of this

* Cette étude reflète le point de vue des auteurs et non celui de Statistique Canada.

technique to accommodate the heterogeneous and dynamic nature of the data considered in this study. In contrast, the dynamic panel data method shows a positive long term impact of inputs. Our results suggest the presence of important externalities ascribed to information technology in the United States, reflecting the leadership of this country in this area. In contrast, in Canada, the elasticity of information technology capital services is close to the share of this input provided by the growth accounting framework. In addition, the parametric results generally support the constant returns to scale hypothesis for Canada at the aggregate level, thereby making sense of the growth accounting framework.

INTRODUCTION

L'impact de la nouvelle économie sur la croissance de la production et de la productivité a retenu l'attention des économistes au cours de la dernière décennie. Il est devenu usuel de décomposer la croissance de la productivité du travail entre les contributions issues des services du capital par heure travaillée (intensité du capital), de la composition de la main-d'œuvre et de la productivité multifactorielle.

Selon la littérature américaine, il ne fait plus de doute à présent que les investissements dans les technologies de l'information (ordinateurs, logiciels et matériel de communication) ont eu un impact important sur la croissance de la productivité du travail américaine durant la fin des années quatre-vingt-dix au moyen de l'intensité du capital. En revanche, il n'existe pas de consensus en ce qui concerne l'effet des technologies de l'information sur la productivité multifactorielle.

En utilisant des données comparables pour le Canada et les États-Unis, Harchaoui et Tarkhani (2005) et Harchaoui *et al.* (2004), sur la base d'une approche « du haut vers le bas » (*top-down approach*), ont montré que l'essentiel du regain de vitalité de la productivité multifactorielle américaine est attribuable aux industries productrices des technologies de l'information. Ce résultat est cohérent avec celui obtenu par la littérature américaine représentée par Jorgenson et Stiroh (2000) et Oliner et Sichel (2000, 2002) qui font appel à la même approche¹. L'histoire est quelque peu différente pour le Canada dont l'essentiel du regain de vitalité de la productivité multifactorielle est issu des industries utilisatrices des technologies de l'information².

La plupart des résultats sur l'impact de l'intensité du capital des technologies de l'information découlent du cadre de la comptabilité de la croissance économique. Ce cadre, qui fait appel aux nombres indices, pondère la croissance de l'intensité du capital des technologies de l'information par leur part dans la valeur de la production. L'hypothèse implicite à ce cadre est l'absence d'externalités.

1. Il l'est aussi par rapport aux travaux qui font appel à l'approche du bas vers le haut (*bottom-up approach*). Voir en particulier Jorgenson *et al.* (2004) et Ho *et al.* (2004).

2. Voir aussi Ho *et al.* (2004) et Gu et Wang (2004) pour un résultat similaire.

Comme le marché ne rémunère pas les rendements associés à ces externalités, ces derniers ne sont pas pris en compte dans les nombres indices utilisés dans la mesure de la croissance de la productivité. Pour tester la présence potentielle d'externalités, il est d'usage de recourir aux techniques économétriques qui permettent de mesurer le prix implicite de ces effets et ainsi d'examiner s'il diffère du prix de marché.

Cette étude présente les résultats concernant l'impact des technologies de l'information sur la production en faisant appel aux données par industrie du secteur commercial canadien et américain. L'approche la plus adéquate pour rendre compte des externalités consiste à utiliser les données au niveau des entreprises car elles permettent de neutraliser les effets autres que ceux associés aux technologies de l'information sur la croissance de la productivité.

Bon nombre de ces études basées sur les microdonnées suggèrent que les innovations des technologies de l'information ont un impact important sur la croissance de la production (Brynjolfsson et Hitt, 1996, 2000; Black et Lynch, 2000 pour les États-Unis; Baldwin et *al.*, 2003). Elles ont, cependant, le désavantage d'être confinées seulement à des composantes du secteur commercial, telles le secteur de la fabrication et/ou les grandes entreprises, ce qui ne permet pas de mesurer l'impact agrégé des technologies de l'information sur la production. L'approche qui consiste à utiliser des données industrielles constitue une alternative intéressante à celle basée sur les microdonnées. Cependant, l'analyse basée sur les données en panel par industrie a généralement révélé des rendements faibles voire même négatifs des technologies de l'information (Stiroh, 2001, 2002).

Le but de cette étude est de tester économétriquement la présence des externalités associés à l'intrant capital des technologies de l'information au Canada et aux États-Unis. Ces externalités sont issues des effets de réseaux que permettent les technologies de l'information (voir Stiroh, 2002 : 43). Si l'investissement dans cette forme de capital génère des externalités positives, alors il en résulte des rendements sociaux supérieurs à ceux des rendements privés. Ces rendements excédentaires ne sont pas pris en compte dans le modèle de comptabilité de la croissance, provoquant ainsi une sous-estimation possible de la part du capital des technologies de l'information dans la valeur de la production.

Le traitement économétrique proposé prend en compte l'hétérogénéité et la stationnarité des données. En premier lieu, notre base de données pour le Canada et les États-Unis, qui inclut une grande variété d'industries du secteur commercial, révèle une diversité en termes d'investissements dans les technologies de l'information. Par exemple, dans l'industrie des communications, les services du capital des technologies de l'information ont contribué pour 61 % de la croissance de l'ensemble des services du capital. En revanche, pour les industries traditionnelles du secteur de la fabrication, comme celles du caoutchouc et plastique, cette contribution n'est que de 20 %. Il est donc essentiel que la technique économétrique employée tienne compte de cette hétérogénéité.

En second lieu, avec une période d'observation qui couvre 19 années, s'étalant de 1981 à 2000, l'aspect dynamique n'est pas négligeable. La technique des moindres carrés ordinaires, qui repose sur l'hypothèse de stationnarité des séries statistiques et de l'homogénéité des coefficients entre les industries, peut donner lieu à des résultats erronés (Pesaran et Smith, 1995; Im *et al.*, 2002). Par conséquent, notre analyse empirique, après avoir effectué des tests de stationnarité et de cointégration, utilisera la méthode des données en panel hétérogène et dynamique pour garantir la fiabilité des estimations (Pesaran *et al.*, 1999).

La section suivante présente le cadre théorique et résume les principales questions qu'il s'agit d'examiner. La deuxième section présente la démarche économétrique des industries en panel utilisées ainsi que certains aspects importants de la mesure des variables. Cette section exploite les techniques traditionnelles des données en panel employées jusqu'ici par la littérature économique afin de montrer que l'impact négatif des services du capital des technologies de l'information se confirme dans la présente étude. Nous évoquons ensuite les raisons pour lesquelles l'approche traditionnelle est inadéquate pour représenter le processus d'ajustement dynamique associé aux technologies de l'information et nous présentons un cadre analytique alternatif. Enfin, nous présentons dans la troisième section les résultats basés sur la moyenne combinée du groupe (*pooled mean group*) développé par Pesaran *et al.* (1999). Cette technique suggère un impact positif et significatif des services du capital des technologies de l'information sur la production. La dernière section présente la conclusion de cette étude ainsi que les précautions à prendre dans l'interprétation de nos résultats.

1, LE MODÈLE

Il est souvent suggéré que le capital des technologies de l'information génère des externalités, impliquant un taux de rendement social significativement supérieur au taux de privé (voir OCDE, 2000 pour un résumé). Le point de départ de l'analyse est une fonction de production de la forme $Q_{it} = A_{it} F(K_{it}, L_{it}, M_{it})$, où Q_{it} est la production réelle, K_{it} est l'intrant capital, L_{it} l'intrant travail, M_{it} les intrants intermédiaires, A_{it} rend compte du déplacement de la technologie. Les indices i et t font référence, respectivement, à l'industrie et le temps.

Supposons que l'intrant capital est composé de deux types d'actifs : les actifs des technologies de l'information (TI) et ceux hors technologies de l'information (HTI). Sous l'hypothèse de rendements constants, en utilisant les indices superlatifs, la croissance de la production peut être décomposée entre la contribution de l'intrant capital des technologies de l'information et celui hors technologies de l'information, l'intrant travail, les intrants intermédiaires et la productivité multifactorielle (les lettres minuscules représentent des logarithmes), soit :

$$\Delta q_{it} = s_{i,t}^K (s_{i,t}^{TI} \Delta k_{i,t}^{TI} + s_{i,t}^{HTI} \Delta k_{i,t}^{HTI}) + s_{i,t}^L \Delta 1_{i,t} + (1 - s_{i,t}^K - s_{i,t}^L) \Delta m_{i,t} + \Delta mfp_{i,t} \quad (1)$$

où $s_{i,t}^K$ est la part de l'intrant capital dans la production brute (avec $s_{i,t}^K + s_{i,t}^L + s_{i,t}^M = 1$), $s_{i,t}^{TI}$ et $s_{i,t}^{HTI}$ (avec $s_{i,t}^{TI} + s_{i,t}^{HTI} = 1$) sont les parts du capital des technologies de l'infor-

mation et celles du capital hors technologies de l'information exprimées en termes de coût du capital (les parts sont toutes exprimées comme moyenne entre les deux périodes t et $t - 1$).

Alternativement, on pourrait spécifier une forme fonctionnelle de type Cobb-Douglas $Q_{it} = A_{it} K_{it}^a L_{it}^b M_{it}^d$ pour la fonction de production. En considérant deux formes de capital et en faisant appel aux logarithmes et aux premières différences, la fonction de production devient :

$$\Delta q_{it} = a_{oi} + a_{TLi} \Delta k_{it}^{TL} + a_{HTLi} \Delta k_{it}^{HTL} + b_{Li} \Delta l_{it} + d_{Mi} \Delta m_{it} + e_{it} . \quad (2)$$

L'équation (2) peut, en théorie, être utilisée pour tester les rendements croissants associés au capital des technologies de l'information en comparant la valeur du paramètre a_{TLi} avec la valeur de la pondération du capital des technologies de l'information issue du cadre de la comptabilité de la croissance pour chaque industrie et période de l'équation (1), soit $s_{it}^K s_{it}^{TL}$. Si la valeur du paramètre s'avère plus élevée que celle de cette pondération, à supposer que les résultats ne fassent pas l'objet d'un problème de spécification et d'erreurs de mesure des variables, alors nous aurons des raisons de croire que nous sommes en présence de rendements croissants associés aux technologies de l'information.

La littérature existante a mis de l'avant plusieurs raisons pour expliquer la différence entre la valeur du paramètre associé à l'intrant capital des technologies de l'information et la valeur de la pondération qui lui est associée dans le cadre de la comptabilité de la croissance. Cela comprend les erreurs dans la mesure de la production, les rendements croissants à l'échelle et la concurrence imparfaite (voir Stiroh, 2002 pour une discussion). Donc, un impact positif des technologies de l'information sur la croissance de la production doit être interprété avec précaution et devrait seulement être considéré comme une indication de la présence d'externalités.

2. L'APPROCHE ÉCONOMÉTRIQUE

2.1 Sources des données et statistiques descriptives

Le modèle économétrique utilise des données canadiennes et américaines par industrie organisées en panel. Ces données couvrent 34 industries du secteur des entreprises de chacun de ces deux pays pour la période 1981-2000.

La production est mesurée en termes de production brute, la notion la plus adéquate pour mesurer la productivité par industrie (voir OCDE, 2001). À cette mesure de la production correspondent des intrants intermédiaires qui rendent compte des transactions inter et intrasectorielles en termes de biens et services. La méthodologie sous-jacente à la construction des mesures d'intrant capital et travail reconnaît que différentes catégories d'actifs et différents types de travailleurs ont différentes caractéristiques de production. Dans le cas de l'intrant capital, cela veut dire que les actifs tangibles ont une durée de vie utile et un taux

d'amortissement différents, font l'objet d'un traitement fiscal différent et, donc, ont des produits marginaux différents. Les taux de croissance des divers actifs sont pondérés d'après leur prix de location selon l'indice en chaîne de Fisher. De façon similaire à l'estimation de l'intrant capital qui reflète les substitutions entre catégories d'actifs, les estimations de l'intrant travail intègrent les substitutions entre diverses catégories hétérogènes de travail, comme la classification croisée des travailleurs selon l'âge, l'éducation et les antécédents professionnels. Les taux de croissance des différents types de travail sont pondérés au moyen du taux de salaire correspondant selon l'indice en chaîne de Fisher.

Le tableau 1 résume certains aspects des données de façon combinée et pour chaque pays considéré séparément. De façon combinée, les données indiquent que la production s'est accrue au rythme annuel de 3,4 %, dont seulement 0,2 point de pourcentage est attribuable à la productivité multifactorielle. L'intrant capital des technologies de l'information a connu une croissance effrénée de 18 % en moyenne, surpassant largement celle des autres intrants. Par contre, il ne représente que 2,2 % de la valeur de la production, comparativement à une part plus importante pour les autres intrants. Il en résulte que la contribution (le produit de la part par la croissance de l'intrant) des technologies de l'information se chiffre à 0,4 point de pourcentage, tout comme celle de l'intrant capital hors technologies de l'information. Elle demeure cependant nettement inférieure à celle de l'intrant travail et des intrants intermédiaires qui se chiffrent, respectivement, à 0,8 et 1,6 points de pourcentage.

Les résultats pour chacun des pays indiquent d'importantes similarités dans la croissance de la production, de la contribution de l'intrant travail et de celle de l'intrant capital hors technologies de l'information et de la croissance de la productivité multifactorielle pour la période 1981-2000. En revanche, la contribution de l'intrant capital des technologies de l'information est plus importante aux États-Unis qu'au Canada (0,4 contre 0,2 point de pourcentage). Cette relative faiblesse du Canada est compensée, en revanche, par une contribution plus importante des intrants intermédiaires (1,8 contre 1,6 points de pourcentage).

2.2 Quelques précautions méthodologiques

Dans cette section, nous employons la méthode standard d'estimation en panel à notre base de données afin de confirmer ou non les résultats obtenus par la littérature économique. Nos résultats reposent sur le modèle à effets fixes, où les variables binaires spécifiques aux industries sont prises en compte dans le modèle. Les données ont été combinées pour les deux pays, alors que la prise en compte de variables binaires d'interaction permet d'obtenir des estimations pour chacun des pays. Les variables binaires temporelles ont été considérées dans le modèle afin de prendre en compte les chocs communs qui peuvent affecter les industries.

TABLEAU 1

STATISTIQUES DESCRIPTIVES, MOYENNES ANNUELLES EN POURCENTAGE, 1981-2000

	Production brute	Intrant travail	Intrant capital des technologies de l'information	Intrant capital hors technologies de l'information	Intrants intermédiaires	Productivité multifactorielle
A – Données combinées						
Taux de croissance	3,4	2,3	18,5	2,7	3,3	0,2
Pondération	–	33,6	2,2	15,7	48,5	–
Contribution		0,8	0,4	0,4	1,6	
B – Canada						
Taux de croissance	3,4	2,3	17,0	2,3	3,5	0,3
Pondération	–	30,6	1,3	17,9	50,2	–
Contribution		0,7	0,2	0,4	1,8	
C – États-Unis						
Taux de croissance	3,4	2,3	18,6	2,8	3,3	0,2
Pondération	–	33,9	2,2	15,6	48,3	–
Contribution		0,8	0,4	0,4	1,6	

Le tableau 2 présente les résultats économétriques de l'équation (2). Pour l'ensemble de l'échantillon combiné, les paramètres affichent le bon signe et sont significatifs, à l'exception de celui associé aux technologies de l'information dont le signe est négatif.

TABLEAU 2

RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS DES DONNÉES EN PANEL : MÉTHODE À EFFETS FIXES
1981-2000

	VARIABLE DÉPENDANTE : q_{it}		
VARIABLES	Canada	États-Unis	Les deux pays
k_{jt}^{IT}	-0,0182* (0,0086)	0,0360* (0,0104)	-0,0089 (0,0076)
k_{jt}^{NIT}	0,0226** (0,0134)	0,0751* (0,0179)	0,0346* (0,0109)
l_{jt}	0,1223* (0,0156)	0,1230* (0,0279)	0,0763* (0,0138)
m_{it}	0,8898* (0,0131)	0,7858* (0,0213)	0,9007* (0,0104)

NOTE : Les écarts-types sont entre parenthèses. Les écarts-types sont de type hétéroscédastiques convergents et la corrélation de l'erreur est AR(1) spécifique au panel. * signifie que le paramètre est significatif à un niveau de confiance de 95 %; ** signifie que le paramètre est significatif à un niveau de confiance de 90 %. Le nombre d'industries est de 34, les variables binaires et les effets fixes par industrie sont pris en compte dans chaque équation.

Les résultats pour les États-Unis, similaires à ceux de Stiroh (2001) mais différents de ceux de Stiroh (2002), sont conformes aux attentes. En revanche, ceux pour le Canada affichent un signe négatif et significatif pour le paramètre associé aux technologies de l'information.

Plusieurs facteurs expliquent la différence entre nos résultats pour les États-Unis et ceux obtenus par Stiroh (2002). Premièrement, Stiroh ne couvre que le secteur de la fabrication alors que nous couvrons toutes les entreprises. En second lieu, il utilise les industries à deux chiffres de l'US Bureau of Labor Statistics dont on sait qu'elles couvrent inadéquatement l'industrie des ordinateurs. Celle-ci est, en effet, combinée avec l'industrie des produits électriques (voir Harchaoui et Tarkhani, 2004 pour une discussion des données concernant les industries américaines productrices des technologies de l'information).

Par contre, même si les résultats de Stiroh (2001) sont dans le même ordre de grandeur que ceux du tableau 2, ils ne sont pas directement comparables aux nôtres malgré la même couverture industrielle (le secteur des entreprises). En

effet, la période d'observation considérée par Stiroh se limite à 1977-1996, ce qui du coup empêche cette étude de prendre en compte le boom des technologies de l'information de la fin des années quatre-vingt-dix.

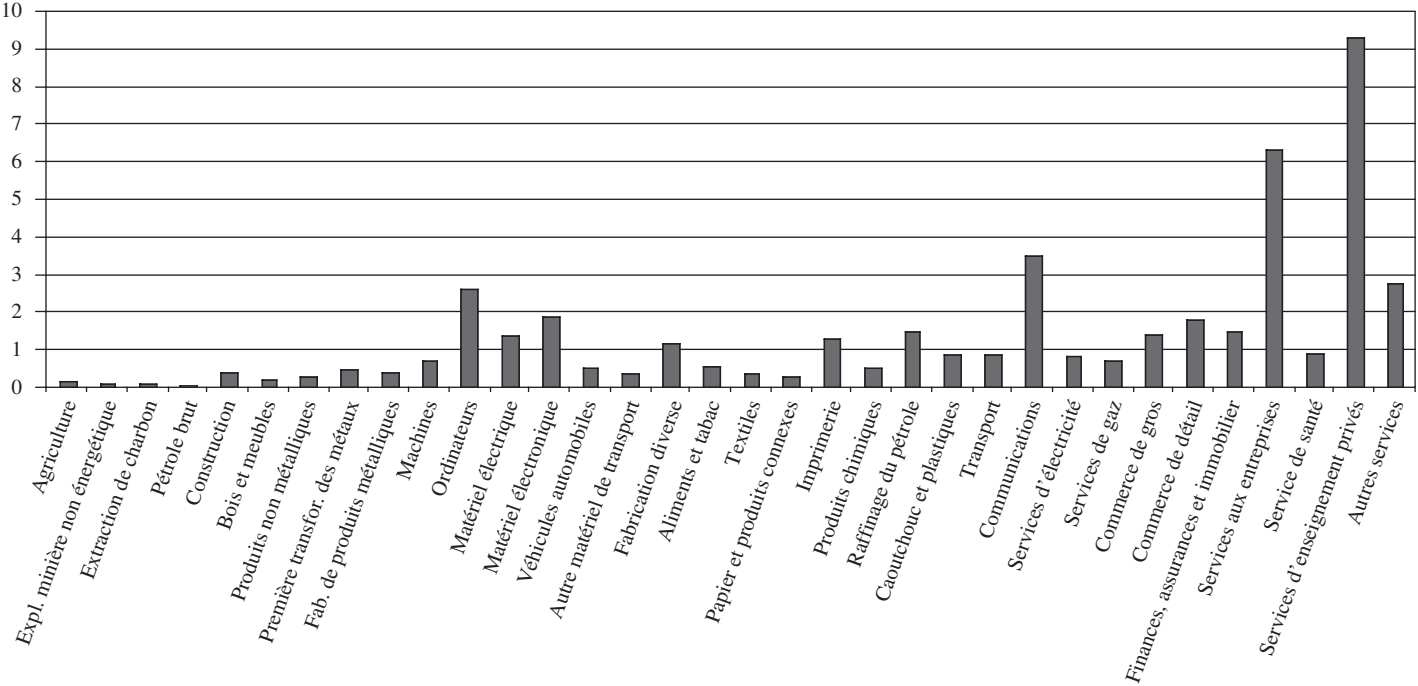
Il importe de garder en tête que le coefficient associé aux technologies de l'information mesure la somme des bénéfices internes des entreprises de l'industrie mais aussi les externalités. Considérés comme tels, les résultats basés sur les données combinées impliquent que les rendements privés associés aux technologies de l'information sont négatifs ou alors qu'ils sont positifs mais dominés par les effets externes, qui sont négatifs.

Conceptuellement, ces résultats sont douteux. En particulier, ils sont incohérents avec les modèles sur les technologies à usages multiples (*general purpose technology*) illustrés par les technologies de l'information (voir Bresnahan et Trajtenberg, 1995; Helpman, 1998). Par exemple, les technologies de l'information facilitent les communications directes d'une entreprise à l'autre à un moindre coût. En outre, elles permettent la présence d'externalités de réseaux puisque les usagers tendent à utiliser des logiciels compatibles.

Mais il existe des raisons méthodologiques qui expliquent l'incohérence de ce résultat. Les méthodes d'estimation utilisées par la littérature économique négligent les propriétés des séries chronologiques des données utilisées ainsi que leur caractère hétérogène. En premier lieu, les données révèlent un degré élevé d'hétérogénéité, particulièrement en ce qui concerne les services du capital. Les graphiques 1a et 1b montrent d'importantes différences d'une industrie à l'autre. Ces différences sont tellement importantes qu'elles ne peuvent être adéquatement prises en compte par les variables binaires des modèles à effets fixes employés par la littérature économique.

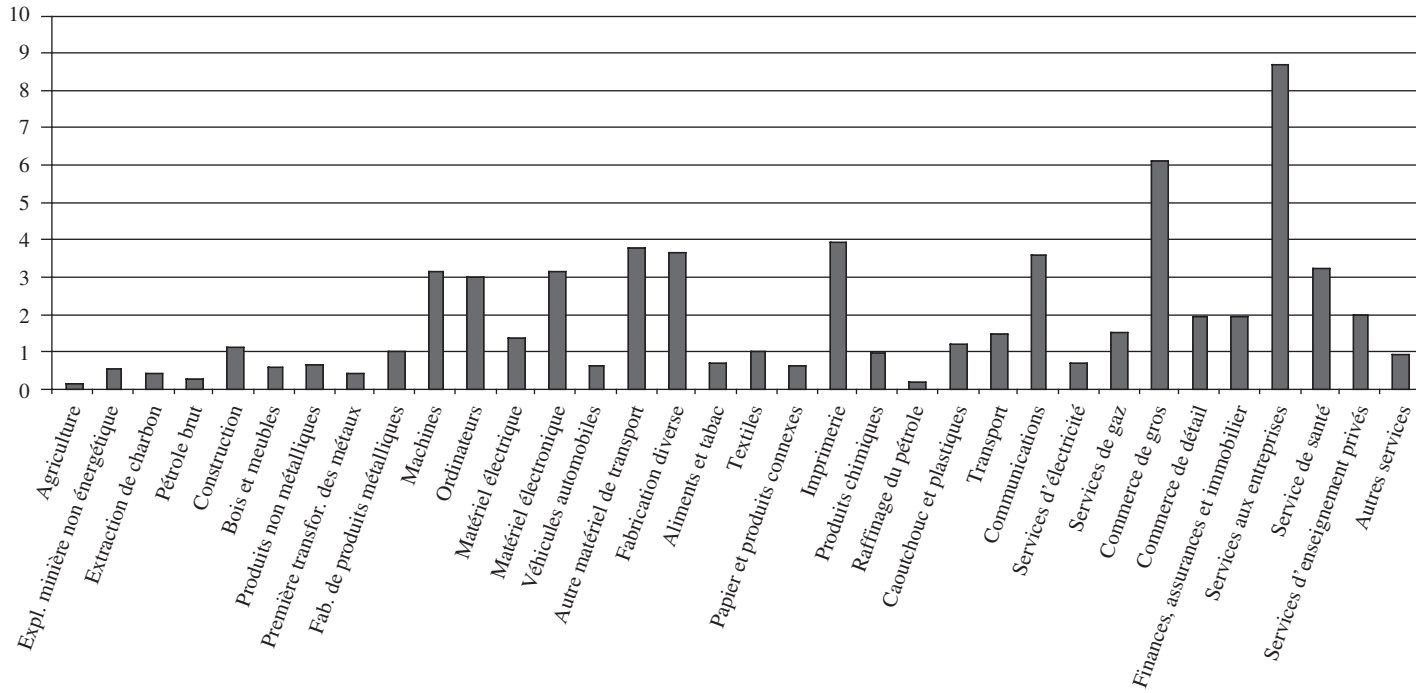
GRAPHIQUE 1A

CONTRIBUTION MOYENNE DES TECHNOLOGIES DE L'INFORMATION À LA CROISSANCE DE L'INTRANT CAPITAL DES INDUSTRIES CANADIENNES
1981-2000 (POINTS DE POURCENTAGE)



GRAPHIQUE 1B

CONTRIBUTION MOYENNE DES TECHNOLOGIES DE L'INFORMATION À LA CROISSANCE DE L'INTRANT CAPITAL DES INDUSTRIES AMÉRICAINES
1981-2000 (POINTS DE POURCENTAGE)

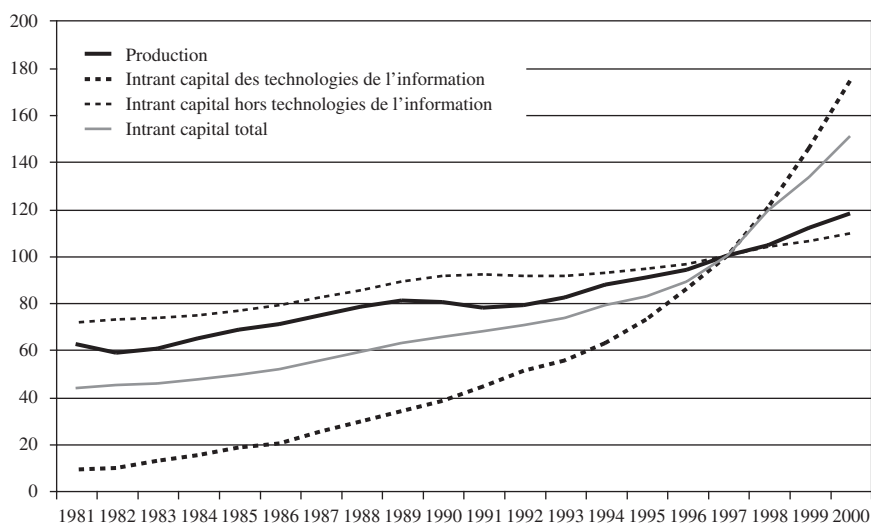


En second lieu, les variables du modèle (2), particulièrement l'intrant capital associé aux technologies de l'information, renferme un élément de tendance pouvant impliquer des questions de non-stationnarité (voir graphiques 2a et 2b). Or, les modèles économétriques utilisés par la littérature économique ne prennent ni en compte les problèmes de stationnarité ni ceux d'hétérogénéité des paramètres entre les industries. Si ces hypothèses s'avèrent inappropriées alors les résultats empiriques seront erronés. Im *et al.* (2002) ont montré qu'avec une série chronologique relativement longue, l'hypothèse d'homogénéité dynamique devient irréaliste. Les procédures traditionnelles d'estimation économétrique telles celles qui combinent les séries chronologiques et les coupes transversales (*pooled model*) ou la méthode des moments généralisés (*Generalized Method of Moments*) produisent des résultats non convergents.

Il s'avère que, pour la base de données employée dans la présente étude où l'on dispose d'observations pour 34 industries pour 19 années, nous faisons face potentiellement aux problèmes de non-stationnarité et d'hétérogénéité. Il devient donc nécessaire de recourir aux techniques économétriques les plus au point pour résoudre ces deux problèmes après que avoir discuté des tests de stationnarité et de cointégration.

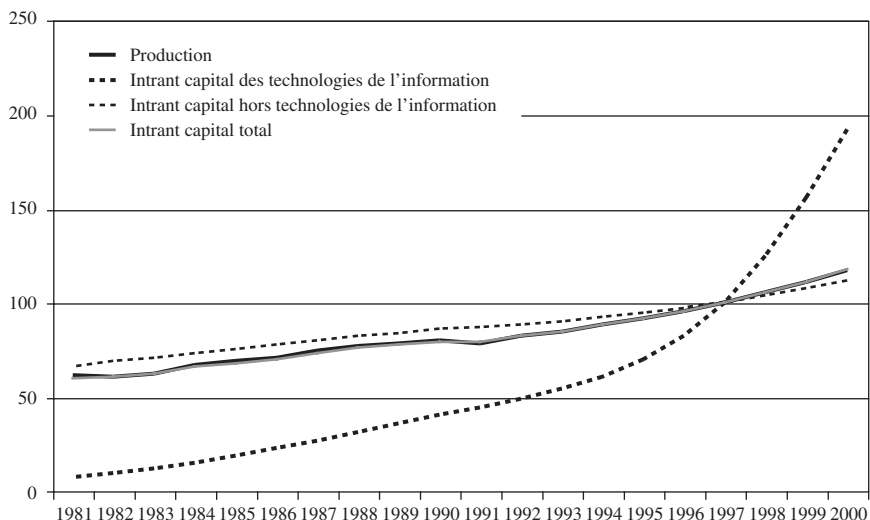
GRAPHIQUE 2A

TENDANCES DE LA PRODUCTION ET DE L'INTRANT CAPITAL DU SECTEUR CANADIEN DES ENTREPRISES (1997 = 100)



GRAPHIQUE 2B

TENDANCES DE LA PRODUCTION ET DE L'INTRANT CAPITAL
DU SECTEUR AMÉRICAIN DES ENTREPRISES
(1997 = 100)



2.3 Non-stationnarité et cointégration

Une imposante littérature a récemment vu le jour concernant les tests sur les racines unitaires et la cointégration pour les données en panel (Banerjee, 1999). Intuitivement, cette littérature a tenté de combiner l'information contenue dans les séries chronologiques et les coupes transversales pour améliorer la puissance des tests basés sur les séries chronologiques. Nous employons deux tests sur les racines unitaires développés par Im *et al.* (2002) (IPS ci-après) et celui de Hadri (2000)³.

Les résultats associés à ces deux tests sont présentés dans le tableau 3. Le test IPS suggère que l'hypothèse nulle relative à la présence de racine unitaire peut être rejetée à un niveau de signification de 5 % pour l'intrant capital des technologies de l'information. Les trois versions du test de Hadri (2000) auxquelles nous avons fait appel sont formulés sous différentes hypothèses sur la structure

3. Le test de l'IPS est basé sur l'hypothèse nulle de la présence de racine unitaire dans les données en panel, contre l'hypothèse alternative de stationnarité. Il est une extension du test développé par Levin et Linn (1992) et est basé sur la moyenne du test de Dickey-Fuller (DF) (Dickey et Fuller, 1979) ou de celui de Dickey-Fuller augmenté. Hadri (2000) propose un test différent avec l'hypothèse nulle de stationnarité et l'alternative de racine unitaire pour les données en panel. Étant donné l'absence de puissance des tests standards de racine unitaire, Hadri (2000) recommande de tester pour les deux hypothèses nulles pour distinguer « ...series that appear to have a unit root and series for which we are unsure whether they are stationary or integrated ».

des erreurs : homoscédasticité (Hadri 1), hétéroscédasticité (Hadri 2) et corrélation sérielle des résidus (Hadri 3). Les trois versions du test de Hadri (2000) suggèrent le rejet de l'hypothèse de *non-stationnarité* de toutes les variables, indiquant ainsi de bonnes raisons de croire en la présence de racines unitaires dans nos données.

TABLEAU 3

TESTS DE NON-STATIONNARITÉ POUR LES DONNÉES CANADIENNES ET AMÉRICAINES
1981-2000

	Test IPS	Hadri (1)	Hadri (2)	Hadri (3)
q_{jt}	-0,902 (1,000)	76,848* (0,000)	64,927* (0,000)	20,549* (0,000)
k_{jt}^{TI}	-2,277* (0,000)	78,530* (0,000)	77,380* (0,000)	20,945* (0,000)
k_{jt}^{HTI}	-1,061 (1,000)	69,256* (0,000)	55,096* (0,000)	18,378* (0,000)
1_{jt}	-1,358 (0,896)	63,705* (0,000)	51,624* (0,000)	17,561* (0,000)
m_{it}	-1,013 (1,000)	75,923* (0,000)	62,114* (0,000)	20,240* (0,000)

NOTE : Les valeurs de p sont entre parenthèses. Le symbole « * » dans le test IPS signifie le rejet de l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire à un niveau de signification de 5 %. Le symbole « * » dans le test de Hadri signifie le rejet de l'hypothèse nulle de stationnarité à un niveau de 5 %. Tous les tests présentés dans le tableau 3 sont basés sur les données en coupes transversales sans moyenne afin de rendre compte du problème de facteur commun. L'usage des données brutes n'altère, cependant, pas les résultats.

La prochaine étape consiste à examiner, en nous référant aux travaux de Pedroni (1997, 1999), si une combinaison linéaire de ces variables peut être caractérisée par un processus stationnaire. La question est de savoir s'il existe une relation stationnaire de long terme pour la fonction de production⁴. Comme Pedroni (1997) a montré que les tests basés sur les statistiques ADF se comportent mieux pour les petits échantillons, nous ferons appel à ces statistiques. Le tableau 4 présente les résultats concernant l'estimation des statistiques ADF des données en panel et des données groupées.

4. Pedroni (1995, 1999) a développé sept tests de cointégration pour les données en panel, quatre pour le modèle « *within* » et trois pour celui « *between* ». Le premier, aussi connu sous le nom de statistiques de cointégration en panel, est basé sur la combinaison des coefficients autorégressifs entre les différents membres pour les tests de racine unitaire sur les résidus estimés. Le second, appelé statistiques de cointégration pour la moyenne du groupe du panel, est basé sur les estimateurs qui font la moyenne simple des coefficients individuels estimés pour chaque membre i . Sur les sept tests, nous faisons appel au test ADF des données en panel et le test ADF des données groupées.

TABLEAU 4

TEST DE COÏNTEGRATION SUR LES DONNÉES CANADIENNES ET AMÉRICAINES EN PANEL
1981-2000

	Standard	Avec un <i>trend</i> hétérogène
Test ADF des données en panel	-1,672*	-2,199*
Test ADF des données groupées	-4,962*	-6,184*

NOTE : Le nombre de retards de troncature utilisé dans le calcul de la statistique de Pedroni est 3. Ce sont des tests *one sided* avec une valeur critique de -1,64. Les valeurs critiques de la moyenne et des variances pour chaque statistique ont été obtenues de Pedroni (1999, tableau 2). Les statistiques des données en panel ont été calculées à partir d'un algorithme fourni gracieusement par Pedroni.

Les résultats présentés dans le tableau 4 suggèrent que l'hypothèse nulle d'absence de coïntégration peut être rejetée, impliquant ainsi l'existence d'une relation de long terme entre la production et les intrants. Intuitivement, cela veut dire que lorsqu'on prend en compte cette relation de long terme entre les variables, nous introduisons une importante source d'information. Celle-ci fera partie des procédures d'estimations qui seront présentées dans la prochaine section.

2.4 La méthode d'estimation dynamique en panel

Au cours des années récentes, nous avons assisté à bon nombre d'applications des techniques de séries chronologiques aux données en panel. Diverses procédures ont été développées pour les aspects liés aux données en panel dynamique. Le reste de cette étude sera basé sur l'estimateur de la moyenne combinée de groupe (MCG) (*pooled mean group estimator*) discuté par Pesaran *et al.* (1999).

L'estimateur de la MCG est une extension du modèle à correction d'erreurs au contexte des données en panel. Il découle de l'imposition de restrictions d'homogénéité sur les paramètres de long terme et de la dérivation des coefficients à correction d'erreur et des autres paramètres de court terme du modèle en effectuant la moyenne entre les différents groupes. Une technique alternative, l'estimateur de la moyenne du groupe (MG), aussi discuté dans Pesaran *et al.* (1999), consiste simplement en l'estimation séparée de chaque équation pour chaque industrie, puis la construction de la moyenne des estimateurs sans imposer de contrainte sur les paramètres. Cependant, si certains de ces paramètres sont les mêmes d'un groupe à l'autre, des gains d'efficacité peuvent être réalisés en prenant en compte cette information. Le test d'Hausman permet d'effectuer un test d'homogénéité des coefficients de long terme. Celui-ci est basé sur l'hypothèse nulle que les deux ensembles de coefficients issus des méthodes MCG et

MG ne sont pas statistiquement différents. Sous cette hypothèse, cette statistique est asymptotiquement distribuée comme une statistique de $c^2(p)$, où p est le nombre de paramètres.

Pour illustrer cette méthode, considérons la relation de long terme suivante :

$$q_{jt} = \theta_{0j} + \theta_{1j} k_{jt}^{IT} + \theta_{2j} k_{jt}^{NIT} + \theta_{3j} 1_{jt} + \theta_{4j} m_{jt} + u_{jt}. \quad (3)$$

En supposant par souci de simplification un retard maximum d'ordre unitaire, on peut réécrire l'équation (3) comme une distribution de retards échelonnés autorégressives (REA) (*autoregressive distributed lag*) (1,1,1,1), soit :

$$q_{jt} = \mu_{jt} + \delta_{10j} k_{jt}^{IT} + \delta_{11j} k_{j,t-1}^{IT} + \delta_{20j} k_{jt}^{NIT} + \delta_{21j} k_{j,t-1}^{NIT} + \delta_{30j} 1_{jt} + \delta_{31j} 1_{j,t-1} + \delta_{40j} m_{jt} + \delta_{41j} m_{j,t-1} + \lambda_j q_{j,t-1} + \varepsilon_{jt}. \quad (4)$$

En réécrivant (4) sous la forme de correction d'erreurs, on obtient :

$$q_{jt} = \phi_j(q_{j,t-1} - \theta_{0j} - \theta_{1j} 1_{jt} - \theta_{2j} k_{jt}^{IT} - \theta_{3j} k_{jt}^{NIT}) - \delta_{11} \Delta 1_{jt} - \delta_{21} \Delta k_{jt}^{IT} - \delta_{31} \Delta k_{jt}^{NIT} - \delta_{41} \Delta m_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (5)$$

où

$$\theta_{0j} = \frac{\mu_j}{1 - \lambda_j}, \quad \theta_{1j} = \frac{\delta_{10j} + \delta_{11j}}{1 - \lambda_j}, \quad \theta_{2j} = \frac{\delta_{20j} + \delta_{21j}}{1 - \lambda_j}, \quad \theta_{3j} = \frac{\delta_{30j} + \delta_{31j}}{1 - \lambda_j},$$

$$\theta_{4j} = \frac{\delta_{40j} + \delta_{41j}}{1 - \lambda_j}, \quad \phi_j = -(1 - \lambda_j).$$

L'imposition des mêmes coefficients de long terme de la fonction de production implique que les élasticités de la production par rapport aux intrants seront les mêmes d'une industrie à l'autre. L'hétérogénéité est prise en compte en permettant une dynamique de court terme pour chaque coupe transversale.

La spécification formulée par l'équation (5) illustre le cas pour un REA de type (1,1,1,1), mais l'application de cette méthode requiert un ordre du retard approprié pour chaque industrie. Le programme d'estimation permet d'établir manuellement ou de façon automatique l'ordre des retards en faisant appel à une multitude de critères d'information.

3. LES RÉSULTATS EMPIRIQUES

Cette section discute les résultats basés sur l'estimateur de la MCG, présentés dans les tableaux 5 à 7. Ces résultats sont basés sur un nombre de retards choisi au moyen du critère d'information bayésien de Schwartz (CBS) pour chaque industrie⁵. Ensuite, sur la base des retards choisis au moyen du CBS, nous avons

5. Dans la plupart des cas, le nombre maximum de retards correspond à 2. Dans certains cas, par contre, nous avons eu recours à un choix manuel du nombre de retards qui varie selon les variables.

imposé l'homogénéité. Comme valeurs initiales des coefficients de la fonction de production, nous avons fait appel aux pondérations des intrants issues du cadre de la comptabilité de la croissance économique (voir tableau 1). Il s'est avéré que les résultats présentés dans ces tableaux demeurent robustes à différentes valeurs initiales et différents critères d'information pour le nombre de retards.

3.1 Les résultats dans un contexte nord-américain

Le tableau 5 présente les coefficients de long terme, le terme de correction d'erreur ainsi que le test d'Hausman. Les estimations ont été effectuées sur la base des données brutes et de données sans moyenne (*de-meaned data*), ce qui est équivalent à la prise en compte des variables binaires par industrie dans les modèles conventionnel en panel. Cette dernière technique permet, en effet, d'éliminer les chocs communs aux industries.

TABLEAU 5
LES ESTIMATIONS DE LA MOYENNE COMBINÉE DU GROUPE
POUR LE CANADA ET LES ÉTATS-UNIS
1981-2000

	Données brutes	Données sans moyenne
k_{jt}^{IT}	0,004* (0,002)	0,048* (0,006)
k_{jt}^{NIT}	0,003 (0,007)	0,118* (0,015)
1_{jt}	0,177* (0,009)	0,039* (0,012)
m_{it}	0,828* (0,008)	0,732* (0,012)
Test conjoint d'Hausman	14,40* (0,01)	4,24 (0,37)
Coefficient de correction d'erreur	-0,8775* (0,2777)	-0,277* (0,047)

NOTE : Les écarts-types sont entre parenthèses. * dénote la rejet de l'hypothèse nulle à un niveau de signification de 5 %.

Même si les deux techniques d'estimation donnent lieu à des résultats significatifs en ce qui concerne l'impact de long terme de l'intrant capital des technologies de l'information sur la production, il n'en demeure pas moins que, d'une

façon générale, les résultats sont quantitativement et qualitativement différents. Les paramètres associés aux données sans moyenne sont tous statistiquement significatifs et affichent des valeurs plus réalistes que celles des données brutes. Le coefficient de correction de l'erreur présente le signe attendu et est statistiquement significatif. La valeur de ce paramètre associée à la méthode avec données sans moyenne est d'environ le tiers de celle associée aux données brutes. Cela suggère une vitesse d'ajustement moins rapide pour les données sans moyenne où seulement 28 % de l'écart est éliminé à chaque année, comparativement à 88 % pour l'autre méthode. Compte tenu des délais dans l'ajustement, en raison de l'apprentissage par exemple, le chiffre de 28 % nous semble beaucoup plus réaliste. Le test d'Hausman rejette à 5 % l'hypothèse nulle de combinaison des coefficients de long terme dans leur ensemble pour les données brutes, suggérant ainsi la non-fiabilité des résultats de la méthode de la MCG appliquée aux données brutes. En revanche, on ne peut rejeter une telle hypothèse pour le modèle avec données sans moyenne. Pour toutes ces raisons, il nous semble plus adéquat de nous fier pour le reste de cette étude à cette dernière méthodologie⁶.

Les résultats basés sur les données sans moyenne révèlent que l'impact de long terme de l'intrant du capital des technologies de l'information sur la production est statistiquement significatif. La valeur du coefficient estimé est le double de celle de la part moyenne de cet intrant associée au cadre de la comptabilité de la croissance (0,048 contre 0,022 pour tout l'échantillon). Autrement dit, quand le choc commun aux industries est exclu des données, le cadre de la comptabilité de la croissance sous-estime la part de l'intrant capital des technologies de l'information dans la production et, par conséquent, il peut y avoir des rendements croissants qui résulteraient de l'accumulation de cette forme de capital.

La valeur du coefficient des intrants intermédiaires est substantiellement plus élevée que celle associée à la pondération du cadre de la comptabilisation de la croissance économique (0,73 contre 0,483). Ce résultat suggère la présence d'externalités issues des intrants intermédiaires importés des autres industries.

Le résultat concernant le paramètre de l'intrant travail est faible relativement à celui issu du cadre de la comptabilisation de la croissance (3,9 % contre 33,6 %). Cela est peut-être le reflet des erreurs de mesure comme les changements organisationnels attribuables aux investissements dans les technologies de l'information (télétravail, *etc.*) (voir Black et Lynch, 2001). En revanche, pour l'intrant capital hors technologies de l'information, l'approche économétrique et celle de la comptabilisation de la croissance économique donnent lieu presque aux mêmes résultats (11,8 % contre 15,7 %).

Bien que cette hypothèse d'homogénéité pour l'ensemble des données n'a pas été rejetée par le test d'Hausman, il n'en demeure pas moins possible que les estimations affichent des différences pour le Canada et les États-Unis. La prochaine section examinera cette question.

6. La croissance annuelle moyenne de la productivité multifactorielle est de -0,3 %.

3.2 Les résultats dans le contexte de chaque pays

Les tableaux 6 et 7 montrent les résultats pour le Canada et les États-Unis. Comme pour le modèle combiné ci-dessus, nous présentons les résultats basés sur les données brutes ainsi que les celles sans moyenne. Ces résultats indiquent une importante différence entre ces deux pays. Le test d'Hausman permet de rejeter l'hypothèse nulle du modèle des données sans moyenne pour les États-Unis. Ce même test suggère, par contre, que ce modèle s'accommode bien des données canadiennes.

TABLEAU 6

LES ESTIMATIONS DE LA MOYENNE COMBINÉE DU GROUPE POUR LE CANADA
1981-2000

	Données brutes	Données sans moyenne
k_{jt}^{IT}	0,024* (0,005)	0,016* (0,007)
k_{jt}^{NIT}	0,258* (0,039)	0,246* (0,018)
l_{jt}	0,245* (0,021)	0,057* (0,021)
m_{it}	0,555* (0,038)	0,651* (0,013)
Test conjoint d'Hausman	N,D,	2,66 (0,62)
Coefficient de correction d'erreur	-0,199* (0,053)	-0,191* (0,055)

NOTE : Les écarts-types sont entre parenthèses. * dénote la rejet de l'hypothèse nulle à un niveau de signification de 5 %.

Les élasticités de long terme sont toutes significatives pour le Canada. Par contre, pour les États-Unis seul le paramètre associé à l'intrant capital hors technologies de l'information n'est pas significatif. Pour les États-Unis, la valeur de l'élasticité du capital associée aux technologies de l'information est trois fois plus élevée que celle du Canada (0,054 % contre 0,016 %). Ceci n'est pas surprenant dans la mesure où les États-Unis constituent le chef de file en matière de technologies de l'information et donc leurs entreprises ont une longueur d'avance sur leurs homologues canadiennes pour récolter les fruits de leurs investissements. L'élasticité de l'intrant capital hors technologies de l'information, la seconde en importance après celle des intrants intermédiaires, est significative pour le Canada.

Elle ne l'est, cependant pas pour les États-Unis, reflétant peut-être l'effet des variables omises associées au capital intangible et aux changements organisationnel dont l'importance aux États-Unis n'est pas à sous-estimer⁷.

TABLEAU 7

LES ESTIMATIONS DE LA MOYENNE COMBINÉE DU GROUPE POUR LES ÉTATS-UNIS
1981-2000

	Données brutes	Données sans moyenne
k_{jt}^{IT}	0,054* (0,004)	0,002 (0,008)
k_{jt}^{NIT}	0,014 (0,035)	0,322* (0,020)
l_{jt}	0,170* (0,037)	0,129* (0,034)
m_{it}	0,584* (0,031)	0,638* (0,012)
Test conjoint d'Hausman	7,62 (0,11)	10,05* (0,04)
Coefficient de correction d'erreur	-0,273* (0,057)	-0,245* (0,054)

NOTE : Les écarts-types sont entre parenthèses. * dénote la rejet de l'hypothèse nulle à un niveau de signification de 5 %.

L'élasticité de l'intrant travail est la plus faible, après celle de l'intrant capital associé aux technologies de l'information; elle est environ trois fois plus élevée aux États-Unis qu'au Canada. En revanche, l'élasticité des intrants intermédiaires, 0,651 % et 0,584 %, respectivement, pour le Canada et les États-Unis, est la plus élevée comparativement à celle des autres intrants. Ainsi que nous l'avions discuté précédemment, ceci reflète l'effet des externalités associés aux transactions interindustrielles et internationales.

7. Yang et Brynjolfsson (2001) sont d'avis qu'une composante importante du capital intangible n'est pas pris en compte dans les comptes nationaux. Ils avancent le ratio de 10 \$ de capital intangible exclu des comptes économiques pour chaque dollar de capital conventionnel actuellement pris en compte.

CONCLUSION

Ce travail présente les résultats économétriques de l'estimation d'une fonction de production pour 34 industries canadiennes et américaines pour la période 1981-2000. Le but est d'examiner si les données révèlent d'importantes externalités associées aux technologies de l'information, examen qui n'est pas possible au moyen du modèle du cadre de la comptabilisation de la croissance économique.

L'avantage d'utiliser la méthode de la MCG, comparativement à celle de l'analyse standard en panel, est de permettre des ajustements hétérogènes dynamiques vers un équilibre commun de long terme. La spécification dans l'analyse empirique, présentée dans la deuxième section, constitue selon toute vraisemblance une meilleure représentation de la façon dont l'intrant capital des technologies de l'information affecte la production. Le rythme de croissance de l'intrant capital des technologies de l'information ainsi que la façon hétérogène avec laquelle il est utilisé par les différentes industries suggèrent la présence d'un processus dynamique dont les caractéristiques sont prises en compte adéquatement par la méthode utilisée ici. Les résultats obtenus au moyen de la méthode de la MCG confirment la présence d'importantes externalités associées aux technologies de l'information aux États-Unis, reflétant ainsi le rôle de chef de file de ce pays dans ce domaine. Au Canada, en revanche, l'élasticité associée au capital des technologies de l'information est proche de la pondération du cadre de la comptabilisation de la croissance.

Quantifier la contribution positive du capital des technologies de l'information constitue, seulement, la première étape de l'examen des externalités qui lui sont associées. L'hypothèse implicite au modèle employé dans la présente étude est que ces effets se matérialisent sans délai ou coûts d'ajustement. Une extension possible de ce travail est de formuler et estimer un modèle qui permettrait de rendre compte de ce genre de problèmes et de quantifier la complémentarité qui puisse exister entre l'intrant capital des technologies de l'information et l'intrant travail ayant une formation universitaire.

Un résultat connexe de cet exercice paramétrique est de nous avoir permis de vérifier la pertinence de l'hypothèse de rendements constants dans le modèle de comptabilité de la croissance. Les résultats pour les Canada ne permettent pas de rejeter une telle hypothèse confirmant ainsi le bien-fondé de ce modèle. En revanche, cette hypothèse est résolument rejetée pour les États-Unis.

BIBLIOGRAPHIE

- BALDWIN, J.R., D. SABOURIN et D. SMITH (2003), « Impact of Advanced Technology Use on Firm Performance in the Canadian Food Processing Sector », Statistics Canada, Economic Analysis, Research Paper Series, Catalogue 11F002/MIE-12.

- BANERJEE, A. (1999), « Panel Data Unit Roots and Cointegration: An Overview », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61 : 607-630.
- BLACK, S. et L. LYNCH (2000), « What's Driving the New Economy: The Benefits of Workplace Innovations », NBER Working Paper, no 7479.
- BLACK, S. et L. LYNCH (2001), « How to compete: The Impact of Workplace Practices and Information Technology on Productivity », *The Review of Economics and Statistics*, 83(3) : 434-445.
- BRESNAHAN, T.F. et M. TRAJTENBERG (1995), « General Purpose Technologies: Engines of Growth? », *Journal of Econometrics*, 65 : 83-108.
- BRYNJOLFSSON, E. et L. HITT (1996), « Paradox Lost? Firm-level Evidence on the Returns to Information Systems », *Management Science*, 42(4) : 541-558.
- BRYNJOLFSSON, E. et L. HITT (2000), « Beyond Computation: Information Technology, 28 Organizational Transformation and Business Performance », *Journal of Economic Perspectives*, 14 : 23-48.
- DICKEY, D.A. et W.A. FULLER (1979), « Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Journal of the American Statistical Association*, 74 : 427-31.
- GU, W. et W. WANG (2004), « Information Technology and Productivity Growth: Evidence from Canadian Industries », in D. JORGENSEN (éd.), *Economic Growth in Canada and the United States in the Information Age*, Research Monograph, Industry Canada, Ottawa.
- HADRI, K. (2000), « Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data », *Econometrics Journal*, 3 : 148-161.
- HARCHAOU, T.M., F. TARKHANI et B. KHANAM (2004), « Information Technology and Economic Growth in the Canadian and US Private Economies », in D. JORGENSEN (éd.), *Economic Growth in Canada and the United States in the Information Age*, Research Monograph, Ottawa, Industry Canada.
- HARCHAOU, T.M. et F. TARKHANI (2005), « Whatever Happened to Canada-U.S. Economic Growth and Productivity Performance in the Information Age? », OCDE, *Economic Studies*, 40 : 127-165.
- HELPMAN, E. (1998), *General Purpose Technologies and Economic Growth*, MIT Press.
- HO, M.S., S. RAO et J. TANG (2004), « Sources of Output Growth in Canadian and U.S. Industries in the Information Age », in D. JORGENSEN (éd.), *Economic Growth in Canada and the United States in the Information Age*, Research Monograph, Industry Canada, Ottawa.
- IM, K.S., M.H. PESARAN et Y. SHIN (2002), « Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels », *Journal of Econometrics*, 115 : 53-74.
- JORGENSEN, D.W., M.S. HO et K. STIROH (2004), « Growth of U.S. Industries and Investments in Information Technology and Higher Education », in C. CORRADO, J. HALTIWANGER et D. SICHEL, (éds), *Measurement of Capital in the New Economy*, University of Chicago Press, Chicago.

- JORGENSEN, D.W. et K. STIROH (2000), « Raising the Speed Limit: U.S. Economic Growth in the Information Age », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1 : 125-212.
- LEVIN, A. et C.F. LINN (1992), « Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties », University of California, San Diego, Discussion Paper, no 92-93.
- OCDE (2000), *La nouvelle économie? Le nouveau rôle de l'innovation et des technologies de l'information dans la croissance*, Paris.
- OCDE (2001), *Mesurer la croissance de la productivité par secteur et pour l'ensemble de l'économie*, Paris.
- OLINER, S.D. et D.E. SICHEL (2000), « The Resurgence of Growth in the Late 1990s: Is Information Technology the Story? », *Journal of Economic Perspectives*, 14 (automne) : 3-22.
- OLINER, S.D. et D.E. SICHEL (2002), « Information Technology and Productivity: Where Are We Now and Where Are We Going? », Washington, DC, Board of Governors of the Federal Reserve.
- PEDRONI, P. (1995), « Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis », Indiana University Working Paper, no 95-013.
- PEDRONI, P. (1997), « Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. New Results », mimeo, Indiana University.
- PEDRONI, P. (1999), « Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61 : 653-670.
- PESARAN, M.H., Y. SHIN et R. SMITH (1999), « Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels », *Journal of the American Statistical Association*, 94 : 621-634.
- PESARAN, M.H. et R. SMITH (1995), « Estimating Long-run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels », *Journal of Econometrics*, 68 : 79-113.
- STIROH, K. (2001), « Information Technology and the U.S. Productivity Revival: What Do the Industry Data Say? », Federal Reserve Bank of New York Working Paper.
- STIROH, K. (2002), « Reassessing the Role of IT in the Production Function: A Meta-analysis », Federal Reserve Bank of New York Working Paper.
- YANG, S. et E. BRYNJOLFSSON (2001), « Intangible Assets and Growth Accounting: Evidence from Computer Investments », MIT Working Paper, mai.